2A

УДК 007.629.735

Аль-Аммори Али
Национальный транспортный университет, г. Киев, Украина

Исследование влияния времени старения информации на эффективность последовательного информационного резервирования при распознавании опасных полетных ситуаций

Разработана математическая модель учета влияния фактора старения информации на ее достоверность в системах управления, а также учитываются корреляционные связи между последовательными вводами информации. Получены математические зависимости учета влияния фактора старения информации и корреляционных связей при параллельно-последовательном информационном резервировании источников информации систем сигнализации о пожаре.

Время старения информации есть случайная величина, и закон ее распределения определяется конкретными условиями. Исходя из известного философского положения: «абстрактной истины нет, истина всегда конкретна», рассмотрим в качестве примера влияние времени старения в информационных системах бортовой пожарной сигнализации ВС.

Цель работы: определить степень влияния старения информации на последовательное информационное резервирование при срабатывании сигнализации, оповещающей об опасных полетных ситуациях, таких, как пожар внутри авиационных двигателей.

Объект исследования: системы сигнализации и индикации опасных полетных ситуаций, в частности системы сигнализации о пожаре.

Последовательное информационное резервирование обеспечивает повышение достоверности информации без существенных экономических затрат. Однако ограничивающим фактором здесь является фактор старения информации, который можно оценить с помощью параметра t_c – времени старения информации [1], [2].

Время t_c – это случайная величина, которая зависит от конкретной ситуации. Например, время старения информации о пожаре в мотогондоле двигателя. Если пожар происходит в легковоспламеняющихся средах, то время старения будет очень мало: $t_c \to 0$, а если пожар происходит в трудновоспламеняющихся средах, то время старения будет достаточно большим.

Следовательно, чем больше время t_c, тем больше можно осуществить k контрольных запросов источников информации (ИИ) и повысить её достоверность.

Число запросов ИИ на протяжении допустимого времени t_d зависит также от допустимой частоты запросов f_d. Допустимая частота запросов f_d зависит от

времени корреляции τ_k случайных помех в ИИ при измерении того или иного контролируемого параметра. При этом случайными помехами можно считать случайные аппаратурные сбои. Чем больше время корреляции τ_k, тем реже можно осуществлять контрольные запросы источников информации.

Другими словами, если ИИ запрашивать циклически через интервал времени, превышающий время корреляции его случайных помех, то данные запросы в ИИ будут практически некоррелированными между собой. Таким образом, число последовательных запросов ИИ по существу ограничивается двумя факторами: допустимым временем старения информации t_d и временем корреляции случайных помех источников информации τ_k.

Для определения интервала корреляции τ_k стационарного случайного процесса вводится понятие эффективной полосы частот $\Delta\omega_{эф}$ случайной функции, определяемой по ее спектральной плотности [3-5]:

$$S_{xx}\Delta\omega_{эф} = \frac{1}{S_{xx\max}}\int_0^{\infty} S_{xx}(\omega)d\omega,$$

где $\Delta\omega_{эф}$ – эффективная полоса частот мгновенной спектральной плотности; $S_{xx\max}$ – наибольшее значение спектральной плотности.

Этот принцип может быть распространен и на нестационарные процессы, для которых функция корреляции зависит от времени и которые чаще встречаются на практике. Для этих процессов вводится понятие текущего интервала корреляции $\tau_k(t)$, причем справедливо соотношение [3-5]:

$$\tau_k(t) = \frac{1}{2\Delta\omega_{эф}(t)}.$$

Некоррелированные запросы ИИ в нестационарных случайных процессах располагаются неравномерно по оси времени.

Применяются также понятия квазистационарных процессов, соответствующих произвольным нестационарным процессам, для которых интервал корреляции τ_k не зависит от времени. Можно использовать также понятие кусочно-стационарных процессов, для которых интервал корреляции будет регламентироваться дискретными значениями на определенных отрезках временной оси.

Если предположить, что контролируемые события, например пожар как редкое событие, имеют пуассоновское распределение, то при этом время старения информации t_c будет иметь экспоненциальное распределение. Тогда число запросов ИИ, как случайная величина «m», имеет также экспоненциальное распределение «$g(m)$», описываемое выражением:

$$g(m) = \left(\frac{t_d}{\tau_k}\right)\times e^{\left(\frac{\tau k}{t d}\right)^m}, \qquad (1)$$

где m – число запросов $m = 1,2,3...n$, τ_k – время корреляции случайных помех источников информации.

Формула (1) позволяет учесть тенденциозное влияние фактора старения информации на ее достоверность.

Можно показать, что вероятность правильного обнаружения контролируемого события (пожар) при последовательном резервировании $a_{бс}$, а также вероятности ложной тревоги $b_{бс}$ и необнаружения $d_{бс}$ с учетом фактора старения будут определяться следующими зависимостями:

$$\left.\begin{aligned} a_{бс} &= a_{б}\int_0^m (1-g(m))dm \\ b_{бс} &= b_{б}\int_0^m (1-g(m))dm \\ d_{бс} &= d_{б}\int_0^m g(m)dm \end{aligned}\right\}, \qquad (2)$$

где a_c, b_c, d_c – соответственно вероятности правильного обнаружения, ложной тревоги и необнаружения, определяемые без учета фактора времени старения информации.

На рис. 1 приведены оценки вероятности $a_{бс}$, определяемые по формуле (2).

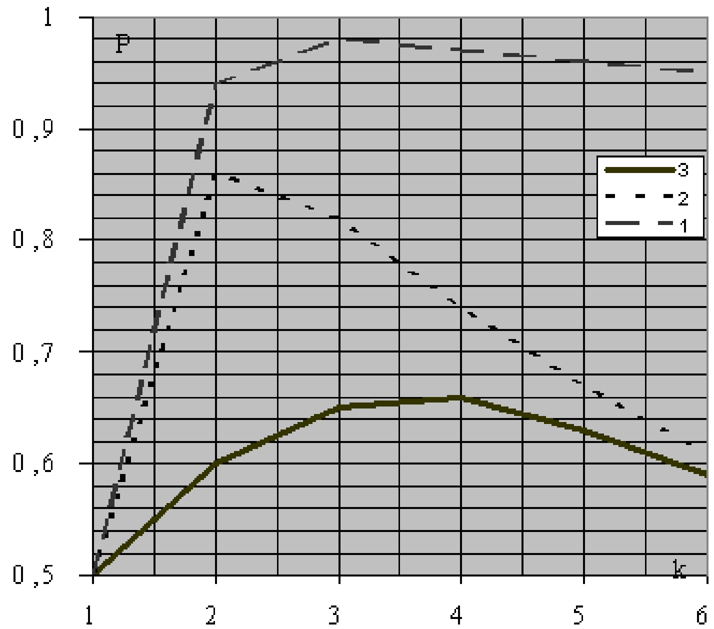


Рисунок 1 – Анализ влияния времени старения информации при 1 – $a = 0{,}9$, $\frac{\tau k}{t d} = 0{,}001$, 2 – $a = 0{,}8$, $\frac{\tau k}{t d} = 0{,}01$, 3 – $a = 0{,}8$, $\frac{\tau k}{t d} = 0{,}1$

Анализ графиков показывает:

– с учетом фактора времени старения информации не всегда целесообразно увеличивать число запросов источников информации для повышения ее достоверности;

– если допустимое время старения информации невелико, а источники информации ненадежные, то для повышения достоверности информации необходимо расширить параллельное резервирование, то есть увеличить число источников информации;
– последовательное резервирование обеспечивает эффективное повышение достоверности информации, если достаточно большое допустимое время старения информации и технически надежные источники информации.

Время старения информации в информационных системах с последовательным резервированием ограничивает число k последовательных запросов. Это случайная величина, и оценить время старения можно только в конкретных условиях, по-видимому, в большинстве случаев время старения имеет нормальный закон распределения, поскольку много разных условий и причин влияет на время старения. В предположении, что время старения имеет нормальный закон распределения, можно провести статистические измерения его параметров: среднего значения и дисперсии – и учесть их при оценках допустимых значений последовательных запросов k, а также системных вероятностных характеристик: вероятности p_1 верного сообщения, вероятности p_2 необнаружения и вероятности p_3 ложной тревоги при последовательном информационном резервировании.

Во многих информационно-управляющих системах, как, например, в системах различных аварийных предупреждающих и пожарных сигнализаций, в системах охранной сигнализации и т.п., можно полагать, что время старения подчиняется экспоненциальному распределению, поскольку появление аварийных ситуаций относится к типу редких событий и легко описывается законом Пуассона. При этом временные интервалы между появлениями тревожных сигналов будут случайными и подчиняются экспоненциальному распределению [6], [7]. Конечная сумма таких случайных временных интервалов, по существу, определяет время старения информации (ведь в аварийных условиях медлить нельзя, надо принимать срочные, но правильные меры, и для этого потребуется несколько повторных k сообщений).

Известно [2], [6], [7], что сумма k случайных временных интервалов, подчиняющихся экспоненциальному распределению, имеет распределение вероятностей $f(t)$ Эрланга k-го порядка:

$$f(t)_э = \frac{1}{(k-1)!}(k\lambda)^k t^{k-1} e^{-k\lambda t}, \tag{3}$$

где λ – интенсивность сигналов, появляющихся в аварийной ситуации, измеряется в единицах за секунду.

Уточняя ситуацию и выясняя причины появления аварийных сигналов, оператор вынужден контролировать аварийные сигналы k раз, чтобы принять решение и применить эффективные меры, адекватные условиям. На это уйдет случайное время, подчиненное вероятностному распределению Эрланга k-го порядка. Это время в данных условиях можно считать временем старения информации, и та информация, которая индицировалась на приборах несколько секунд назад, может безнадежно устареть. При этом вероятности $P_k(t < T)$ появления k очередных аварийных показаний измерительных приборов в течение отрезка времени T определяются формулой Эрланга k-го порядка:

$$P_k(t < T) = \int_0^T \frac{k\lambda^k}{(k-1)!} t^{k-1} e^{-k\lambda t} dt. \tag{4}$$

Разумеется, фактор старения информации будет отрицательно влиять на эффективность своевременного получения достоверной информации.

На основании изложенного можно предположить, что эффективность $P_{1эф}$ контроля достоверности появления аварийной ситуации будет определяться следующей зависимостью:

$$P_{1эф} = P_{1б}[1 - F_{эк}(t)], \qquad (5)$$

где $P_{1б}$ – вероятность достоверности контролируемого события, определяемая формулой

$$P_{1б} = \frac{1}{1+\left(\frac{1-a}{2a}\right)^k}, \qquad (6)$$

где a – вероятность верного сообщения от одного источника информации; $F_э(t)$ – функция распределения вероятностей k -го порядка, определяемая выражением [2], [6], [7]

$$F_{эк}(t) = 1 - \lambda^k e^{-kt} \sum_{i=1}^{k-1} \frac{t^i}{i!\lambda^{k-i}}. \qquad (7)$$

На рис. 2 изображены кривые зависимости эффективности $P_{1эф}$ от числа k последовательных запросов с исходными данными, приведенными в табл. 1.

Таблица 1 – Исходные данные для графиков (рис. 2)

№ кривой	a – вероятность верного сообщения	λ – интенсивность поступления аварийного сигнала, $сек^{-1}$	t – время контроля, *сек*	$t_ф$ – фактическое время старения, *сек*
1	$a = 0{,}97$	$\lambda_1 = 0{,}001$	$t_1 = 0{,}03$	$t_{ф1} = \sqrt{\frac{t}{\lambda_{1,2}}} = \sqrt{30}$
2	$a = 0{,}75$	$\lambda_2 = 0{,}001$	$t_2 = 0{,}03$	
3	$a = 0{,}97$	$\lambda_3 = 0{,}03$	$t_3 = 0{,}1$	$t_{ф2}\sqrt{\frac{t}{\lambda_{3,4}}} = \sqrt{3{,}3}$
4	$a = 0{,}75$	$\lambda_4 = 0{,}03$	$t_4 = 0{,}1$	

Анализ приведенных графиков позволяет сделать следующие выводы:

1. Эффективность $P_{1эф}$ зависит от качества ИИ, определяемого параметром a.

2. Фактическое время $t_ф$ старения для первых 2 кривых больше, чем для кривых 3 и 4, поскольку интенсивность λ_1 и λ_2 поступления аварийных сообщений значительно меньше, чем для кривых 3 и 4. Таким образом, эффективность систем последовательного информационного резервирования зависит от допустимого фактического времени старения информации и от качества ИИ.

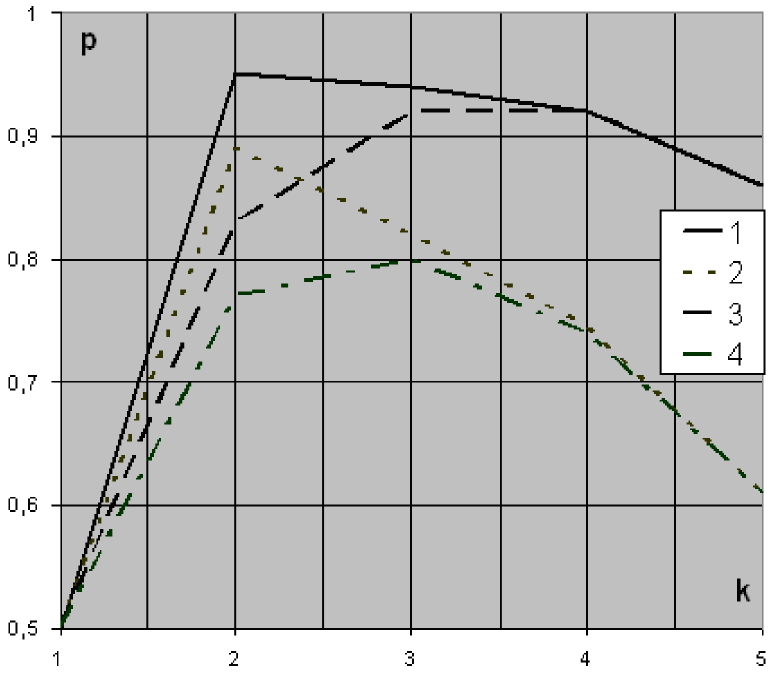


Рисунок 2 – Анализ влияния времени старения информации при последовательном информационном резервировании

Вероятность полной группы событий [6], [7] при последовательно-параллельном резервировании определяется формулой

$$P_{1б}(1-P_{1A})+P_{1A}(1-P_{1б})+P_{1A}P_{1б}+(1-P_{1A})(1-P_{1б})=1, \qquad (8)$$

где $P_{1A}, P_{1б}$ – вероятности верного сообщения только для параллельного и только для последовательного информационного резервирования соответственно.

С учётом времени старения информации (4) формулу (8) можно модифицировать следующим образом:

$$\mathrm{P}_{1ct}=1-(1-\mathrm{P}_{1A})\cdot(1-\mathrm{P}_{1Б})\cdot(1-\mathrm{F}_{ЭК}(t)), \qquad (9)$$

где P_{1ct} – вероятность верного сообщения, поданного системой с параллельно-последовательным резервированием ИИ с учётом времени старения информации (5), (7).

Введём обозначение согласно (7):

$$1-\mathrm{F}_2(t)=\mathrm{P}(k,t), \qquad (10)$$

где $\mathrm{P}(k,t)=\lambda^k\cdot e^{-kt}\cdot\sum_{i=0}^{k-1}\frac{t^i}{i!\cdot\lambda^{k-i}}$. (11)

Тогда с учётом того, что

$$P_{1c}=1-(1-P_{1A})(1-P_{1б}), \qquad (12)$$

где $\mathrm{P}_{1A}=1-(1-a)^n$; $\mathrm{P}_{1Б}=\frac{1}{1+\gamma\kappa}$; $\gamma=\frac{1-a}{a}$, формулу (9) можно записать следующим образом:

$$\mathrm{P}_{1ct}=1-(1-a)^n\cdot\left(1-\frac{a^k\cdot\mathrm{P}(k,t)}{a^k+(1-a)^k}\right). \qquad (13)$$

После перестановки получим

$$(1-a)^n = \frac{1-\mathrm{P}_{1\mathrm{Ct}}}{(1-\frac{a^k \cdot \mathrm{P}(k,t)}{a^k+(1-a)^k})}. \qquad (14)$$

В результате логарифмирования получается окончательная расчётная формула:

$$\mathrm{n} = \frac{\ln(1 - \mathrm{P}_{1\mathrm{Ct}}) - \ln(1-\frac{a^k \cdot \mathrm{P}(k,t)}{a^k+(1-a)^k})}{\ln(1-a)}. \qquad (15)$$

Формула (15) определяет зависимость необходимого числа *n* параллельно используемых ИИ при заданном числе *k* последовательных съёмов данных от одного ИИ для обеспечения требуемой системой вероятности P_{1ct} верного сообщения с учётом случайного времени старения информации с распределением Эрланга k -го порядка.

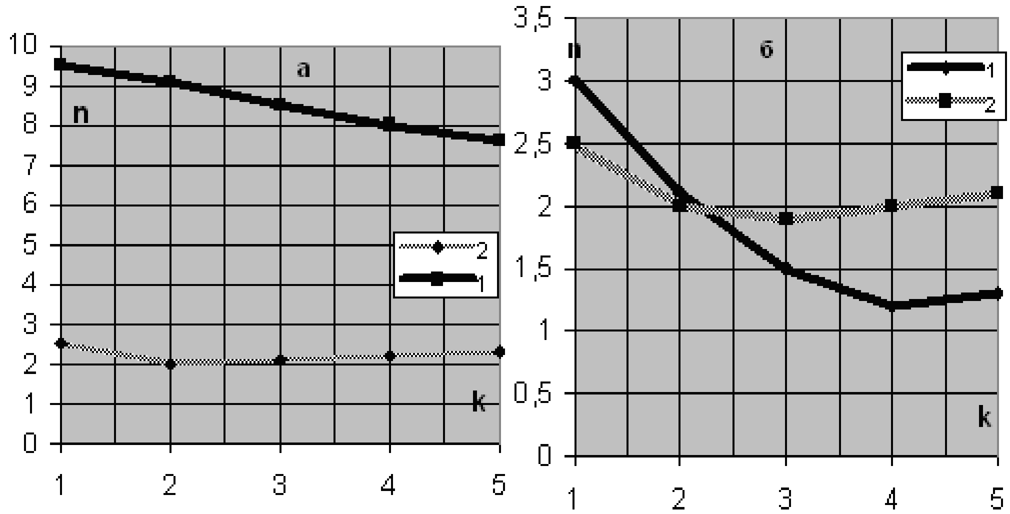


Рисунок 3 – Графические зависимости $n = f(k)$ с учетом времени старения информации

На рис. 3 а, б приведены графические зависимости $n = f(k)$ с учетом времени старения информации по формуле Эрланга при исходных данных, приведенных в табл. 2.

Таблица 2 – Исходные данные для графиков (рис. 3)

№ рисунка	Требуемое значение $1-p_{1c}$	λ – интенсивность контролируемого процесса, $1/сек$	a – вероятность верного сообщения одного ИИ	t – время контроля, *сек*
3 а (1)	$0{,}1\times10^{-3}$	$0{,}1\times10^{-3}$	0,6	$0{,}3\times10^{-3}$
3 а (2)	$0{,}1\times10^{-6}$	$0{,}1\times10^{-3}$	0,99	$0{,}3\times10^{-3}$
3 б (1)	$0{,}1\times10^{-3}$	$0{,}1\times10^{-3}$	0,9	$0{,}3\times10^{-3}$
3 б (2)	$0{,}1\times10^{-6}$	$0{,}1\times10^{-3}$	0,99	$0{,}3\times10^{-3}$

Анализ графиков (рис. 3 а, б) позволяет заключить:

– при плохом качестве ИИ требуется большее число *n* параллельно зарезервированных ИИ;

– с увеличением времени старения (пропорционально *k*) эффективность системы понижается в зависимости от увеличения числа *k*, и поэтому необходимо увеличить число *n* для обеспечения требуемой вероятности верного сообщения p_{1c}.

Литература

1. Аль-Аммори Али. Вероятностный способ обеспечения эффективности информационных систем // Управління проектами, системний аналіз і логістика. – К.: НТУ. – 2006. – Вип. 3. – С. 178-180.
2. Аль-Аммори А.Н. Исследование способов повышения надежности контроля пожарной ситуации на борту воздушного судна // Проблемы эксплуатации и надежности авиационной техники: Сб. науч. тр. – Киев: КМУГА, 1998. – С. 128-131.
3. Левин Б.Р. Теоретические основы статической радиотехники. – М.: Советское радио, 1975. – 390 с.
4. Дж. Бендат, А. Пирсол. Измерение и анализ случайных процессов: Пер. с англ. – М.: Мир, 1974. – 460 с.
5. Темников Ф.Е., Афонин В.А., Дмитриев В.И. Теоретические основы информационной техники. – М.: Энергия, 1971. – 410 с.
6. Абезгаус Т.Т., Тронь А.П. и др. Справочник по вероятностным расчетам. – М.: Воениздат, 1989. – 656 с.
7. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория вероятности и ее инженерные приложения. – М.: Наука, 1988. – 480 с.

Аль-Амморі Алі

Дослідження впливу часу старіння інформації на ефективність послідовного інформаційного резервування при розпізнаванні небезпечних польотних ситуацій

Розроблена математична модель врахування впливу фактора старіння інформації на її достовірність у системах керування, а також враховуються кореляційні зв’язки між послідовними введеннями інформації. Отримані математичні залежності врахування впливу фактора старіння інформації і кореляційних зв’язків при паралельно-послідовному інформаційному резервуванні джерел інформації систем сигналізації про пожежу.

Al-Ammouri Ali

Research of the Influence of Time Ageing Information on Efficiency of the Consecutive Information Redundancy by Recognition of the Dangerous Flight Situation

There has been developed a mathematical model of the account of influence ageing information on its truth in control systems and also it is taken into account correlation communications between consecutive data inputs. There has been received a mathematical dependences of the account of influence ageing information and correlation communications by parallel-successive information redundancy of sources information of fire-alarm systems.

Статья поступила в редакцию 15.05.2008.